

Zentrale Qualitätsdimensionen von Unterricht und ihre Effekte auf Schüleroutcomes im Fach Rechnungswesen

Christoph Helm

Angenommen: 21. Mai 2016 / Online publiziert: 23. Juni 2016
© Der/die Autor(en) 2016. Dieser Artikel ist eine Open-Access-Publikation.

Zusammenfassung Lässt sich Unterrichtsqualität auf zentrale Basisdimensionen zurückführen? Der Beitrag unterzieht das Wirkmodell der Basisdimensionen von Unterrichtsqualität nach Klieme et al. (2001, 2009) einer empirischen Prüfung im Fach Rechnungswesen. Das Modell geht von der Annahme aus, dass die drei Basisdimensionen kognitive Aktivierung, Classroom Management und soziale Unterstützung über das Lernengagement der Schüler/innen (Verarbeitungstiefe, Lernzeit, Lernmotivation) positiv auf die motivationalen und fachlichen Unterrichtsziele wirken. An einer Stichprobe von 659 Schüler/innen aus 24 Klassen berufsbildender mittlerer und höherer Schulen in Österreich werden diese Wirkmechanismen mittels Mehrebenenstrukturgleichungsmodellierung getestet. Die Modellannahmen werden im Wesentlichen bestätigt, auch wenn sich jene zur kognitiven Aktivierung nicht in allen Analysen empirisch belegen lassen. Die Diskussion der Ergebnisse zeigt auf, dass vor allem die kognitive Aktivierung im Rechnungswesenunterricht eine zentrale Herausforderung für Lehrpersonen darstellt.

Schlüsselwörter Unterrichtsqualität · Strukturgleichungsmodellierung · Berufsbildung · Fachliche und überfachliche Kompetenzen

Basic dimensions of instructional quality and their effects on student outcomes in accounting

Abstract Do basic dimensions of instructional quality exist? The paper empirically tests the model of basic dimensions of instructional quality by Klieme et al. (2001, 2009) in Accountancy. The model assumes positive effects of the three dimensions

C. Helm (✉)

Institut für Pädagogik und Psychologie, Abteilung für Pädagogik und Pädagogische Psychologie,
Johannes Kepler Universität Linz, Altenberger Straße 69, 4040 Linz, Österreich
E-Mail: christoph.helm@jku.at

cognitive activation, classroom management and social support on motivational and academic student outcomes via characteristics of student learning activities such as depth of processing, time on task and intrinsic motivation. These assumptions are tested on a sample of 659 upper secondary students of 24 classes from vocational education in Austria by means of multilevel structure equation modeling. The analysis shows that the model is basically confirmed by the data although the assumptions with regard to cognitive activation are not proven in all analyses. The discussion of the results points at the challenge of offering cognitive activating instructions/lessons in Accounting.

Keywords Instructional Quality · Structure Equation Modeling · Vocational Education · Academic and Non-academic Competencies

1 Einleitung

Die Feststellung, dass Unterrichtsprozesse bedeutende Ursachen für die Entwicklung von Schülerkompetenzen darstellen, erscheint trivial. Es ist allerdings erst in jüngeren Jahren gelungen mit Bezug auf Forschungsbefunde aus Large Scale Studien die zentrale Bedeutung der Schulklasse und des Unterrichts für die Entwicklung der Schüler/innen hervorzuheben: „Classrooms are more often than not the greatest source of variation in what students learn and gain as a function of attending school“. (Pianta und Hamre 2009, S. 109) Umfangreiche Kataloge zu Merkmalen von Unterrichtsqualität (bspw. Hattie 2009; Helmke 2009; Meyer 2004), die Ergebnisse der Prozess-Produkt-Forschung (bspw. Brophy 2000; Seidel und Shavelson 2007) sowie der konstruktivistisch orientierten Lehr-Lernforschung (bspw. De Corte 2004) aber auch die Ergebnisse der Teacher Effectiveness Research (bspw. Muijs und Reynolds 2010; Creemers 1994) bestätigen den zentralen Einfluss von Unterrichtsprozessen auf das Schülerlernen. Alleine Hattie (2009) ordnet über 20 Einflussfaktoren dem Bereich „Unterrichten“ zu, die seinen Analysen zufolge mindestens eine wünschbare Effektstärke von 0,40 erreichen. So erfreulich die Expansion der unterrichtsbezogenen Forschung ist, so steigt mit ihr auch das Luxusproblem, den Überblick über die relevanten Faktoren der Unterrichtsqualität im Auge zu behalten. Diese Herausforderung betrifft mehrere Bereiche: (1) Lehrpersonen werden überfordert, wenn sie mit langen Listen von gut gemeinten Empfehlungen überhäuft werden; insbesondere wenn nicht vermittelt wird, wann welches Wissen einzusetzen ist (siehe das Tausendfüßersyndrom in Neuweg 2005). (2) Die Lehreraus- und -weiterbildung ist gezwungen aufgrund von zeitlichen Restriktionen aber auch didaktischen Gründen, die zu vermittelnden Inhalte reflektiert zu selektieren und basale Merkmale eher spezifischeren voranzustellen. (3) Auch die Bildungsforschung ist ähnlichen Kapazitätsgrenzen ausgesetzt: Gerade für Forschung, die nicht primär auf Unterrichtsprozesse fokussiert aber dennoch zentrale Aspekte miterheben will (bspw. PISA, Überprüfungen von Bildungsstandards, lokale Studien oder schulinterne Evaluationen), wäre wichtig mit einer ökonomischen Anzahl an Items die „relevanten“ Konstrukte erfassen zu können. Die Identifikation von zentralen bzw. basalen Merkmalen

der Unterrichtsqualität und ihrer Wirkungsmechanismen stellt damit ein durchaus praxisrelevantes Anliegen dar.

Studien, wie die von Pianta und Hamre (2009) sowie Klieme et al. (2001, 2009) kommen diesem Anliegen nach. Beide Forschergruppen können auf Basis ihrer Daten zeigen, dass die drei Basisdimensionen „Instructional Support/kognitive Aktivierung“, „Classroom Management“ und „Emotional Support/soziale Unterstützung“ zentral für die fachliche und soziale Entwicklung der Schüler/innen sind. Darüber hinaus wird postuliert, dass diese Faktoren über Mediatoren wie die kognitiven Lernaktivitäten der Schüler/innen, dem Anteil lernbezogener Unterrichtszeit und der intrinsische Lernmotivation positiv auf die Lernleistungen wirken. Bisher wurde diese latente Struktur ausschließlich für die allgemeinbildenden Domänen, allen voran die Mathematik (Kunter et al. 2013), bestätigt. Es fragt sich daher, ob sie auch in Domänen der Berufsbildung, insbesondere im hier analysierten Fach Rechnungswesen, auffindbar ist. Daher werden Daten von 659 Schüler/innen aus 24 berufsbildenden mittleren und höheren Klassen der 9. Schulstufe in ein Mehrebenenstrukturgleichungsmodell überführt, das die Annahmen des im nächsten Abschnitt erläuterten Wirkmodells simultan einer empirischen Prüfung aussetzt.

2 Theorie

Welches Phänomen versucht das „theoretical model of basic (deep structure) dimensions of instructional quality“ von Klieme et al. (2009, im Folgenden kurz Unterrichtsqualitätsmodell) zu erklären? Zweifellos kann man darüber diskutieren, an welchen Kriterien Unterrichtsqualität festgemacht werden soll. Allerdings besteht wissenschaftlicher Konsens darüber, dass sich die Qualität von Unterricht in „konsequenterweise primär daran [bemisst], ob auf Seiten der Schüler Lernprozesse initiiert werden und wie nachhaltig diese sind. ‚Guter‘ Unterricht hieße demnach ‚lernwirksamer‘ Unterricht.“ (Helmke 2009, S. 20) Im Einklang mit dieser Zieldefinition von gutem Unterricht versucht das Modell fachliche (ursprünglich in Mathematik) als auch überfachliche Schüleroutcomes mit zentralen Basisdimensionen der Unterrichtsqualität vorherzusagen.

3 Basisdimensionen der Unterrichtsqualität

3.1 Kognitive Aktivierung

Unterricht wird als „kognitiv aktivierend“ bezeichnet, wenn die Lernenden zur aktiven Auseinandersetzung mit den Lerninhalten auf einem für sie optimalen Niveau angeregt werden (z. B. Baumert und Köller 2000; Kunter et al. 2005). Die theoretischen Grundannahmen für die Lernwirksamkeit dieser Dimension basieren einerseits auf kognitiven Lerntheorien (bspw. Piaget 1985) und stammen andererseits aus der Kognitionsforschung (bspw. Carver und Klahr 2001). Demzufolge wird im Modell von Pianta und Hamre (2009) – die zwar nicht explizit von kognitiver Aktivierung sprechen, sondern von instruktionaler Unterstützung – auf die Befunde der

Kognitionsforschung verwiesen: Es gilt Lerngelegenheiten zu schaffen, die dem/der Lerner/in ermöglichen bestehende Fähigkeiten anzuwenden und komplexere Fähigkeiten durch Unterstützung (Scaffolding) von Expert/inn/en zu erproben. Darüber hinaus verweisen sie auf die Bedeutung der Schulung der metakognitiven Fähigkeiten der Lerner/innen (z. B. das Bewusstsein über und das Verstehen des eigenen Denkprozesses), den „higher order thinking skills“ und dem lernprozessbezogenen Feedback, die allesamt als zentrale Merkmale kognitiv aktivierenden Unterrichts anzusehen sind (Helmke 2009).

Nach Klieme et al. (2009, S. 140 f.) wird Unterricht dem Prädikat „kognitiv aktivierend“ u. a. dann gerecht, wenn er inhaltliches Verstehen unterstützt, indem fachliche Konzepte (z. B. der Satz des Pythagoras) explizit gemacht werden und die Beziehungen der elementaren Einheiten (z. B. Rechter Winkel, Flächeninhalte) untereinander sowie die grundlegenden Ideen, Gesetze, Einsichten, Verfahren und Repräsentationen verdeutlicht werden (Brophy 2000, S. 19). Zudem führt er neue Konzepte (Inhalte) so ein, dass auf das Vorwissen der Lernenden, ihre Ideen und Interessen aufgebaut bzw. eingegangen wird. Dabei kommen Aufgaben- bzw. Problemstellungen zum Einsatz, die „höhere kognitive Ansprüche“ an die Lernenden stellen, also bspw. zum Erforschen, Diskutieren, Erklären etc. etwa unterschiedlicher Lösungswege herausfordern. Darüber hinaus ist kognitiv aktivierender Unterricht durch qualitätsvolle Lehrer-Schüler- und Schüler-Schüler-Interaktionen sowie Schülerbeteiligungen gekennzeichnet. Das heißt, Lehrpersonen verwenden Schülerfragen, die zum Nachdenken herausfordern, zum kritischen Reflektieren über Konzepte anregen, Zusammenhänge zwischen verschiedenen Konzepten erkennen lassen, oder die bei der Problemlösung und Entscheidungsfindung helfen. Letztlich ist Unterricht, der an dieser Basisdimension ausgerichtet ist, anwendungsorientiert und verfügt über konzeptbezogene Diskurse (Reusser 2008), sodass ein hoher Anteil an echter Lernzeit gewährleistet ist.

3.2 Classroom Management

Genau dieses Ziel des hohen Anteils echter Lernzeit ist für die zweite Basisdimension von Unterrichtsqualität zentral. Die theoretischen Grundannahmen dieser Dimension sehen Pianta und Hamre (2009, S. 113) in den Arbeiten zur Lehrerunterstützung des selbstregulierten Lernens. So beschreiben sie gutes Classroom Management als eines, in dem das Schülerverhalten effizient gesteuert wird, bspw. über organisierende Strukturen und Routinen sowie schüleraktivierende Unterrichtsmaßnahmen. Dieses Verhaltensmanagement soll letztlich zu weniger Schülerfehlverhalten und niveauvollerem Lernen führen.

Klieme et al. (2009) dagegen stützen ihr Modell im Bereich dieser Basisdimension auf die Arbeiten Kounins (1970) zu den Techniken der Klassenführung. Entsprechend charakterisiert eine effiziente Klassenführung u. a. folgende Aspekte: klare Regeln, reibungslose Übergänge zwischen Unterrichtssequenzen, Beobachtung der Schülerarbeit, organisierte Unterrichtsplanung, Vermeidung unnötiger Überreaktionen auf kleinere Unterrichtsstörungen, Eingriff bei Schülerfehlverhalten und Aufrechterhaltung des Gruppenfokus. Zusammenfassend gilt: „direct instruction requires teaching and learning processes to take place in an efficient and orderly

fashion, with smooth transitions and little time spent dealing with problems of inattentiveness or resistance.“ (Klieme et al. 2009, S. 141)

3.3 Soziale Unterstützung

Sowohl Pianta und Hamre (2009) als auch Klieme et al. (2009) beziehen sich im Rahmen dieser Basisdimension auf Theoriegrundlagen und Befunde der Selbstbestimmungstheorie (SDT; Deci und Ryan 1993). Fasst man die Annahmen und Befunde der SDT zusammen, so ist festzuhalten, dass im sozial-unterstützenden Unterricht Lehrer/innen Wege finden, die psychologischen Grundbedürfnisse nach Autonomie-, Kompetenzerleben und sozialer Eingebundenheit zu befriedigen (Reeve 2002, 2006, S. 228). Sie schaffen es, eine Unterrichtseinheit, die aus Schülerperspektive nicht lernenswert ist, in eine zu verwandeln, die lernenswert ist (Reeve 2006, S. 231). Dies gelingt am ehesten dann, wenn strukturgebende Lehrerhandlungen und -äußerungen in einen autonomieunterstützenden Kontext eingebunden sind und gemeinsam mit Kompetenzerleben auftreten (Deci und Ryan 1993, S. 231). Vor allem die Autonomieunterstützung zeichnet sich durch einen nicht-kontrollierenden, wertschätzenden, empathischen, ermutigenden, die persönlichen Schülerinteressen und -ziele verfolgenden Umgang zwischen Lehrer/inne/n und Schüler/inne/n aus.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass entsprechend dem hier behandelten Modell Unterrichtsqualität dann vorliegt, wenn der Unterricht (1) Schüler/innen zum Nachdenken und zur intensiven Beschäftigung mit den zu erlernenden Inhalten herausfordert, (2) effizient mit der verfügbaren Lernzeit umgeht und (3) durch eine wertschätzende Lehrer-Schüler-Beziehung die psychologischen Grundbedürfnisse der Schüler/innen befriedigt. Wie wirken diese Basisdimensionen nun auf die Schüleroutcomes?

3.4 Theoretische Wirkannahmen der Basisdimensionen der Unterrichtsqualität

Abb. 1 zeigt, von welchen Annahmen Klieme et al. (2009, S. 140 ff.) im Modell ausgehen. Drei zentrale Wirkpfade sind zu nennen, die auch empirisch haltbar sind, wie die im Folgenden angeführten Studien belegen.

Pfad 1: Ein kognitiv aktivierendes Unterrichtsangebot im oben beschriebenen Sinne führt dazu, dass Schüler/innen (ko-)konstruktiv und reflektierend auf hohem Niveau lernen, was wiederum zu elaborierterem Inhaltswissen bzw. höheren fachlichen Leistungen führt. Empirische Belege für den Effekt des kognitiven Aktivierungspotenzials von Unterricht auf die Schüleroutcomes lassen sich bereits in vielen Studien, u. a. zum Lehrerprofessionswissen, finden (z. B. Baumert et al. 2010; Cauet et al. 2015; Kunter et al. 2005; Lenske et al. 2015; Pauli et al. 2008).

Pfad 2: Effizientes Classroom Management wird als Voraussetzung für ein lernaufgabenbezogenes Schülerengagement bzw. einen hohen Anteil an echter Lernzeit angesehen und hat daher – sowohl indirekt über die kognitive Verarbeitungstiefe in Pfad 1 als auch direkt – positiven Einfluss auf die fachlich-kognitive Leistungserbringung und das Verstehen von neu zu erlernenden Inhalten. Darüber hinaus wirkt diese Basisdimension auch positiv auf motivationale Unterrichtsziele. Nicht nur Ein-

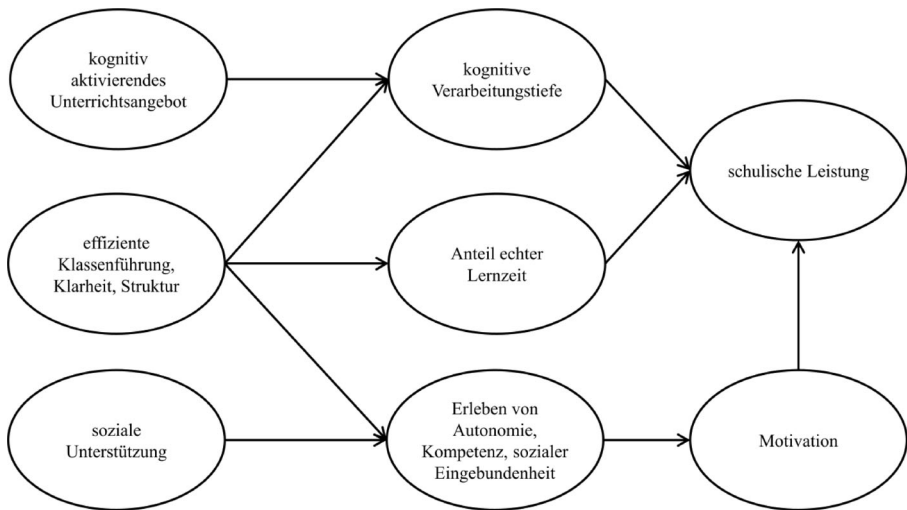


Abb. 1 Theoriemodell der Basisdimensionen der Instruktionsqualität und ihre Wirkungen auf Schülerlernen und -motivation. (In Anlehnung an Klieme et al. 2009)

zelstudien (z. B. Baumert et al. 1987; Klieme et al. 2009; Kunter 2005; Kunter et al. 2007; Lenske et al. 2015) sondern auch Meta-Analysen (Korpershoek et al. 2014) belegen den positiven Effekt dieser Dimension auf die Schüleroutcomes.

Pfad 3: Es wird angenommen, dass die soziale Unterstützung Voraussetzung für die Wahrnehmung der Befriedigung psychologischer Grundbedürfnisse ist, die wiederum positiv auf die Emotionen und Affekte sowie in weiterer Folge auf die Entwicklung intrinsischer Lernmotivation wirkt. Die Lernmotivation steht im positiven Zusammenhang mit der fachlichen Schülerleistung. Die Pfadannahmen dieser Dimension wurden bspw. bei Standage et al. (2005) sowie Helm (2015a) empirisch bestätigt.

Unserem Wissen nach wurde das Wirkmodell der Unterrichtsqualität in seiner Gesamtheit bisher einzig in Kunter et al. (2013) einer empirischen Prüfung unterzogen, wobei dort keine nutzungs- bzw. schülerseitigen Mediatoren (z. B. Schüleraktivitäten) analysiert wurden.

4 Methode

4.1 Beschreibung der Stichprobe und des Studiendesigns

Um die in den Pfaden sich widerspiegelnden Hypothesen zu prüfen, wurden 659 Schüler/innen aus 24 österreichischen BMHS-Klassen am Ende der 9. Schulstufe ($\text{Alter}_M = 15,52$ Jahre; $\text{Alter}_{SD} = 9,5$ Monate; 69 % weiblich) untersucht. Zur Erhebung der durch die Schüler/innen wahrgenommenen Unterrichtsqualität im Fach Rechnungswesen sowie zur Erfassung von Informationen über das eigene Lernen (z. B. Bearbeitung von Lernaufgaben, Lernmotivation) wurde ein Onlinefragebogen

Tab. 1 Skalenbeschreibung

Basisdimensionen	Faktoren	#	Beispielitem	α	ICC1/2	M	SD	Min	Max
Kognitive Aktivierung	Unterrichtsmerkmal	Individualisierung	8	Im RW-Unterricht werden wir ermutigt, unsere eigenen Ideen und Lösungswege anderen zu erklären	0,84	0,29/0,91	3,04	0,81	1 5
	Lernverhalten	Komplexe Lernaufgaben	3	Im RW-Unterricht bekommen wir Aufgaben, die neu sind und nur durch gezieltes Probieren gelöst werden können	0,60	0,07/0,65	3,42	0,77	1 5
Classroom Management	Lernverhalten	Bearbeitung Lernaufgaben	4	Beim Bearbeiten von RW-Aufgaben überlege ich, was ich schon weiß und wie ich das nutzen kann, um eine Lösung zu finden	0,73	0,09/0,72	3,82	0,80	1 5
	Unterrichtsmerkmal	Restriktivität	3	Wenn jemand einmal nicht ordentlich mitarbeitet, wird oft mit einer schlechten Note gedroht	0,63	0,20/0,86	3,01	0,95	1 5
Lernverhalten		Allgegenwärtigkeit, Struktur, Klarheit	8	Unsere Lehrkraft achtet darauf, dass wir im Unterricht immer beschäftigt sind	0,87	0,32/0,92	3,52	0,89	1 5
		Störneigung	3	Einige Schüler stören immer wieder den Unterricht, obwohl die anderen mitarbeiten möchten	0,73	0,23/0,88	3,42	1,01	1 5
Soz. Unterstützung		Vergeudung von Lernzeit	4	Im RW-Unterricht wird häufig Zeit verschwendet, für Dinge, die gar nichts mit dem Thema zu tun haben	0,69	0,09/0,72	2,89	0,80	1 5
	Unterrichtsmerkmal	Autonomieförderung	4	Unsere RW-Lehrkraft kann sich gut in unsere Situation hineinversetzen	0,88	0,33/0,92	3,52	1,04	1 5
Output/Kontrollvar		Kompetenzförderung	3	Im RW-Unterricht finden meine Leistungen Anerkennung	0,80	0,26/0,90	3,17	1,00	1 5
	Emotion	Soziale Eingebundenheit	3	Wenn jemand aus der Klasse Hilfe braucht, helfen ihm die Mitschüler gerne	0,71	0,17/0,84	3,54	0,88	1 5
	Motivation	Wohlbefinden	4	Im RW-Unterricht fühle ich mich ganz wohl	0,76	0,19/0,85	3,24	0,94	1 5
	Schulische Leistung	Identifizierte Regulation	4	Im Fach RW lerne ich, weil ich damit mehr Möglichkeiten bei der späteren Berufswahl habe	0,86	0,10/0,74	3,75	0,95	1 5
		Rechnungswesenleistung	53	z. B. Verbuchung eines Lieferantenskontos	0,88/0,89	0,46/0,96	-0,55	1,48	-4,8 4,1
		Mathematikleistung	40	TIMSS-Items [Eder et al. 2002]	0,79	0,24/0,89	500,3	11,0	16 74

Für die RW-Kompetenz sind die Expected A Posteriori (EAP) und die Warm Likelihood Estimation (WLE) Reliabilitäten angeführt. Der ICC (2) wurde nach Lüdtke et al. (2006) wie folgt berechnet: $\text{between-class variance} / (\text{between-class variance} + (\text{within-level variance} / \text{mean cluster size}))$

eingesetzt (Bearbeitungsdauer im Mittel rund 25 Minuten; Antwortformat für alle Skalen von 1 = „stimmt gar nicht/nie“ bis 5 = „stimmt genau/immer“). Mittels 45minütigen Papier-Bleistift-Test wurde die Leistung der Schüler/innen im Fach Rechnungswesen erfasst.

4.2 Erhobene Konstrukte

Tab. 1 enthält testtheoretische Informationen sowie Beispielitems zu den erfassten Konstrukten. Die Skalen wurden in Anlehnung an die Erfassung der Unterrichtsmerkmale im Rahmen der Pythagoras-Studie (Rakoczy et al. 2005; Rakoczy und Pauli 2006) selbsterstellt.¹ Bevor auf die Konstrukte inhaltlich eingegangen wird, ist auf die zufriedenstellende Reliabilität der Skalen sowohl auf Individual (Cronbachs Alpha) als auch auf Klassenebene (ICC (2)) zu verweisen. Auch der ICC (1) liefert interessante Informationen: Mit einer durchschnittlichen Level 2 Varianz von rund 20 % variieren die Faktoren der Basisdimensionen zwischen den Schulklassen deutlich.

4.3 Kognitive Aktivierung

Die kognitiv aktivierende Unterrichtsgestaltung wurde durch zwei Subskalen „Individualisierung“ und „komplexe Lernaufgaben“ erfasst. Die Skala „Individualisierung“ enthält Items, die bspw. danach fragen, inwiefern im RW-Unterricht auf Schülererfahrungen und Vorwissen sowie Interessen eingegangen wird oder Schüler/innen zum Vergleichen ihrer Lösungswege ermutigt werden. Die Skala „komplexe Lernaufgaben“ fragt nach dem Anforderungsniveau von im RW-Unterricht eingesetzten Übungen, und zwar im Hinblick darauf, ob die Aufgaben bspw. nur durch gezieltes Probieren gelöst werden können. Während diese zwei Subskalen das Unterrichtsangebot abdecken, ist die Subskala „Bearbeitung von Lernaufgaben“ Ausdruck von elaboriertem Schülerlernen. Es wird danach gefragt, wie oft Schüler/innen sich beim Lösen von Arbeitsaufträgen zuerst einen Überblick über das Lernziel verschaffen und dieses mit ihrem Vorwissen abgleichen. Individualisierender Unterricht und anspruchsvolles Üben sowie die elaborierte Auseinandersetzung mit Lernaufgaben sind zentrale Merkmale kognitiv-aktivierenden Unterrichts (Baumert und Köller 2000; Clausen et al. 2003; Pauli et al. 2008). Insbesondere im hier betrachteten Rechnungswesenunterricht spielt das Lehren und Lernen auf Basis von Schulbuchaufgaben eine zentrale Rolle (vgl. Helm 2015b; Seifried 2004; Götzl et al. 2013).

4.4 Classroom Management

Die Basisdimension Klassenführung, Klarheit und Struktur wird auf Angebotsseite durch die Subskalen „Allgegenwärtigkeit“, „Restriktivität“ (übernommen aus Eder 1998) und „Struktur“ erfasst. Die Items zur „Allgegenwärtigkeit“ beschreiben Unter-

¹ Die Itemtexte sind unter www.edumetrics.de/wordpress/wp-content/uploads/2016/05/Anhang.pdf online verfügbar.

richt, in dem die Lehrkraft darauf achtet, dass alle Schüler/innen immer beschäftigt sind und dass niemand im Unterrichtsprozess zurückbleibt. Gleichzeitig ist sie Ausdruck dafür, inwiefern die Lehrperson alles, was in der Klasse passiert, mitbekommt. Die „Struktur“-Items dagegen beschreiben Unterricht, in dem Inhalte von der Lehrperson gut aufeinander aufgebaut werden und klar und verständlich dargestellt sind. Wie sich in den Analysen allerdings herausstellte, lassen sich diese beiden Bereiche aus Schülersicht nicht trennen (latente Korrelation = 0,95), sodass sie zu einer gemeinsamen Skala „Allgegenwärtigkeit, Struktur, Klarheit“ zusammengefasst wurden. Die „Restriktivität“-Komponente der Klassenführung enthält Items, die danach fragen, wie konsequent und streng Schülerfehlverhalten sanktioniert wird, wobei die Items eher Ausdruck des Verhaltens einer überforderten Lehrperson sind, die Sanktionen als letztes Mittel einsetzt, um die Kontrolle zu bewahren. Die nutzungsseitigen Subskalen „Störneigung“ und „Vergeudung von Lernzeit“ enthalten Items, die bspw. nach dem Lärmpegel in der Klasse bzw. der nicht für das Lernen genutzten Zeit im Unterricht fragen.

4.5 Soziale Unterstützung

Die aus Schülersicht wahrgenommene Unterstützung der psychologischen Grundbedürfnisse im Unterricht wurde mit den drei Subskalen „Kompetenzförderung“, „Autonomieförderung“ und „Erleben sozialer Eingebundenheit“ erfragt. „Autonomieförderung“ zielt im Prinzip stark auf die wahrgenommene Empathiefähigkeit der Lehrperson ab und wurde in Anlehnung an Reeve et al. (2008) operationalisiert. Reeve und Kolleg/inn/en konnten in einem psychologischen Experiment nachweisen, dass das Lehrerverhalten von Schüler/inne/n dann als autonomieunterstützend erlebt wird, wenn ihnen Gehör geschenkt wird, nach ihren Bedürfnissen gefragt wird, auf ihre Fragen eingegangen wird und sie das Gefühl haben, dass sich die Lehrperson in ihre Situation versetzen kann. Die „Kompetenz“-Skala erfasst das Gefühl der Anerkennung der eigenen Leistungen im Unterricht und der Möglichkeit auch als schwache/r Schüler/in im Unterricht sich selbst als kompetent zu erleben (siehe bspw. Schwarzer und Jerusalem 2002). Die Items zur „sozialen Eingebundenheit“ erheben das Ausmaß der Klassengemeinschaft (Eder 1998) im Unterricht. Diesen angebotsseitigen Merkmalen steht die der Schülerseite zugeordnete Skala „Wohlbefinden“ gegenüber. Diese Items fragen nach dem Befinden und der Langeweile im Unterricht.

4.6 Schüleroutcomes

In der vorliegenden Studie werden die Schüleroutcomes über die affektive Dimension der „identifizierten Motivation“ und die kognitive Dimension der „Rechnungswesenleistung“ erfasst. Die Wahl der identifizierten anstatt der – intuitiv naheliegenden – intrinsischen Lernmotivation liegt in dem Forschungsbefund (Helm o.J.) begründet, der zeigt, dass die identifizierte Lernmotivation im Fach Rechnungswesen stärker mit der Leistung assoziiert ist als die intrinsische. Offenbar ist es im Unterricht einfacher die Jugendlichen über die berufliche Relevanz von RW-Inhalten zum Lernen zu motivieren als über den Spaß am Erlernen dieser Inhalte. Die

identifizierte Lernmotivation wurden mit dem Instrument von Müller et al. (2007) erfasst.

Um die Rechnungswesenleistung der Schüler/innen zu messen wurde der standardisierte Test „Wissensüberprüfung von Basiskenntnissen der Buchhaltung“ (WBB, Helm 2016) am Ende der 9. Schulstufe eingesetzt. Die Schüler/innen mussten 53 Leistungsaufgaben bearbeiten, die die Verbuchung von laufenden Geschäftsfällen erfordern:

Ein Beispielitem: Du kaufst Handelswaren im Wert von EUR 14.500,00 + 20 % Umsatzsteuer auf Ziel (3300) für dein Unternehmen. Verbuche den Geschäftsfall und schätze die Auswirkung auf den Gewinn ein!

Die Testitems wurden aus dem Kompetenzmodell der Arbeitsgruppe für die österreichischen Berufsbildungsstandards abgeleitet (<http://www.bildungsstandards.berufsbildendeschulen.at>). Dieses zweidimensionale Modell verortet RW-Aufgaben in einer Inhalts- (laufende Geschäftsfälle – Kostenrechnung) und einer Handlungsdimension (wiederholen – entwickeln). Darüber hinaus decken die Testitems die Kerninhalte des kompetenzorientierten Lehrplans der kaufmännischen BMHS ab (BMUKK 2010). Um die Kompetenzwerte der Schüler/innen vor dem Hintergrund der Item Response Theory zu erhalten, wurden (1) die Schülerantworten mit 1 (richtig) und 0 (falsch) kodiert und (2) Marginal und Conditional Maximum Likelihood-Schätzungen mit der Statistiksoftware R bzw. den Paketen „ltm“ (Rizopoulos 2006) und „eRm“ (Mair et al. 2011) durchgeführt. Da *ein* zugrunde liegender Faktor angenommen wurde, wurde das Rasch-Modell zur Kompetenzberechnung herangezogen. Die Modellberechnungen weisen sowohl auf Item- als auch Testebene zufriedenstellende Reliabilitätswerte auf (siehe Helm 2016 für die Rasch-Modellgeltungskontrollen). Die EAP- und WLE-Reliabilitäten betragen 0,88 und 0,89. Der klassische Cronbachs Alpha-Wert beträgt 0,91.

4.7 Kontrollvariable Mathematikleistung

Die Leistungsfähigkeit der Schüler/innen in Mathematik zu Beginn der 9. Schulstufe wurde als Kontrollvariable für die Vorhersage der RW-Leistung in das Modell aufgenommen, da sie als domänenverbundene Kompetenz gilt (Winther 2010). Sie wurde mit dem MATKOMP-Test (Eder et al. 2002) erfasst. Dieser verwendet 40 erprobte TIMSS-Items.

4.8 Statistische Analysen

Für die eben beschriebenen Konstrukte wurden Messmodelle (Tab. 2) gebildet. Diese wurden gemeinsam mit den in Abb. 2 abgebildeten Pfaden mittels Mehrebenenstrukturgleichungsmodellierung in Mplus 7 (Muthén und Muthén 1998–2014) hypothesenprüfend getestet. Die Koeffizienten wurden unter Verwendung der Mplus-Option für Maximum Likelihood Estimation with Robust Standard Errors (MLR) geschätzt. Das heißt, Standardfehler sind gegenüber Verletzungen der Normalverteilungsannahme robust, die vor allem bei Items wie „Unsere Lehrkraft kommt gut vorbereitet in den Unterricht“ vorliegen. Bei dieser und ähnlichen Fragen ist es verständlich, dass die Schüler/innen ihre Lehrer/innen eher positiv beurteilen. Als Gütekriterien für

Tab. 2 Messmodelle

Basisdimensionen		Faktoren	χ^2/df	RMSEA [CI]	CFI	TLI	SRMR	Faktor- ladungen
Kognitive Aktivie- rung	Unterrichts- merkmal	Individua- lisierung	2,99	0,058 [0,044– 0,072]	0,95	0,95	0,04	0,574– 0,673
		Komplexe Lernauf- gaben	1,50	0,030 [0,000– 0,092]	0,99	0,99	0,02	0,387– 0,885
	Lernverhalten	Bearbeitung Lernauf- gaben	2,38	0,048 [0,015– 0,081]	0,97	0,97	0,03	0,275– 0,723
Classroom Manage- ment	Unterrichts- merkmal	Restriktivität	0,00	0,000 [0,000– 0,000]	1,00	1,00	0,00	0,579– 0,621
		Allgegen- wärtigkeit, Struktur, Klarheit	2,69	0,057 [0,041– 0,074]	0,97	0,96	0,03	0,410– 0,855
	Lernverhalten	Störneigung	0,00	0,000 [0,000– 0,000]	1,00	1,00	0,00	0,616– 0,756
		Vergeudung von Lernzeit	2,95	0,057 [0,000– 0,113]	0,98	0,95	0,02	0,515– 0,675
Soziale Unterstüt- zung	Unterrichts- merkmal	Autonomie- förderung	7,23	0,102 [0,057– 0,154]	0,99	0,97	0,02	0,711– 0,833
		Kompetenz- förderung	0,00	0,000 [0,000– 0,000]	1,00	1,00	0,00	0,709– 0,814
		Soziale Eingebun- denheit	0,00	0,000 [0,000– 0,000]	1,00	1,00	0,00	0,484– 0,857
	Emotion	Wohlbefinden	1,83	0,040 [0,000– 0,072]	0,99	0,99	0,02	0,476– 0,815
	Motivation	Identifizierte Regulation	1,16	0,017 [0,000– 0,087]	1,00	0,99	0,01	0,745– 0,843

Anmerkungen: χ^2/df = Verhältnis von Chi-Quadrat-Wert zu Freiheitsgraden, CI = Konfidenzintervall, N = 24 Schulklassen bzw. 589–600 Schüler/innen

die Modellanpassung werden der χ^2/df -Wert, der Bentlers Comparative Fit Index (CFI), der Tucker Lewis Index (TLI) und der Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) sowie der Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) herangezogen. Als akzeptable Modellfits werden in der Literatur laut Weiber und Mühlhaus (2010, S. 176) üblicherweise folgende Werte verwendet: χ^2/df -Werte < 3 , CFI-Werte $\geq 0,90$, TLI-Werte $\geq 0,90$, RMSEA-Werte $\leq 0,08$ und SRMR $\leq 0,10$.

Die Berücksichtigung der hierarchischen Struktur und die Ermittlung von sogenannten Climate-Effekten nach Lüdtke et al. (2008) erfolgt durch die TYPE =

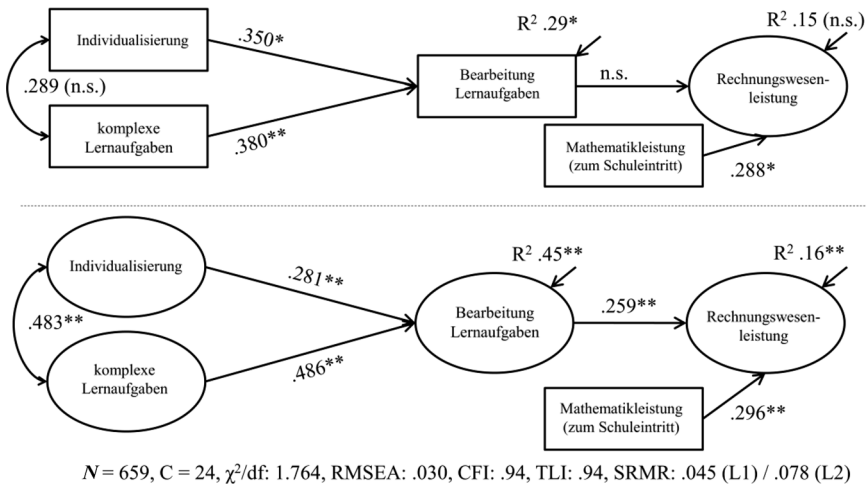


Abb. 2 Empirisches Wirkmodell zur Basisdimension „kognitive Aktivierung“. (** $p < 0,01$, * $p < 0,05$, $^{\wedge} p < 0,10$, n. s. = nicht signifikant, L1 = Level 1, L2 = Level 2; C = Cluster)

TWOLEVEL in Mplus. Dazu wurden die Level 1 (L1) Variablen am Gruppenmittelwert zentriert, um die reinen L1-Effekte zu erhalten, und die Level 2 (L2) Variablen am Gesamtmittelwert zentriert (Lüdtke et al. 2009; Enders und Tofighi 2007; Algina und Swaminathan 2011). Dieses Vorgehen ermöglicht die Untersuchung von Climate-Effekten, nämlich des Einflusses der individuellen und kollektiven Schülerwahrnehmung von Unterrichtsmerkmalen auf die Schüleroutputs. Bei der Analyse von Climate-Effekten wird angenommen, dass die Unterrichtsqualitätsmerkmale von der individuellen Schülerwahrnehmung – welche als austauschbare Beobachter/innen eines Unterrichtsmerkmals angesehen werden – unabhängig sind (Lüdtke et al. 2009, S. 127).

Um für fehlende Werte vorzubeugen, wurden die Onlinefragen als Pflichtfragen vorgelegt. D. h., ein Fortsetzen des Fragebogens war nur bei vollständiger Beantwortung aller Fragen einer Bildschirmseite möglich. Für die dennoch entstehenden Missings (Papier-Bleistift-Tests und Computerausfälle) wurde die Full Information Maximum Likelihood (FIML) Methode zur Modellierung von fehlenden Werten, wie sie in Mplus implementiert ist, angewandt. Diese Methode basiert auf der weniger restriktiven Annahme, dass die Daten nicht völlig zufällig fehlen (missing completely at random, MCAR), sondern zufällig, bedingt der gegebenen Informationen in den Daten, fehlen (missing at random, MAR).

5 Ergebnisse

Die in Abb. 2, 3, 4 und 5 dargestellten Befunde zeigen, dass die drei Pfade – sowohl einzeln getestet als auch simultan geprüft – die Struktur in den Daten gut widerspiegeln. Alle Modelle weisen akzeptable Fit-Werte auf, wobei die Pfade auf Klassenebene aufgrund der kleinen Clusterzahl mit Vorsicht zu interpretieren sind.

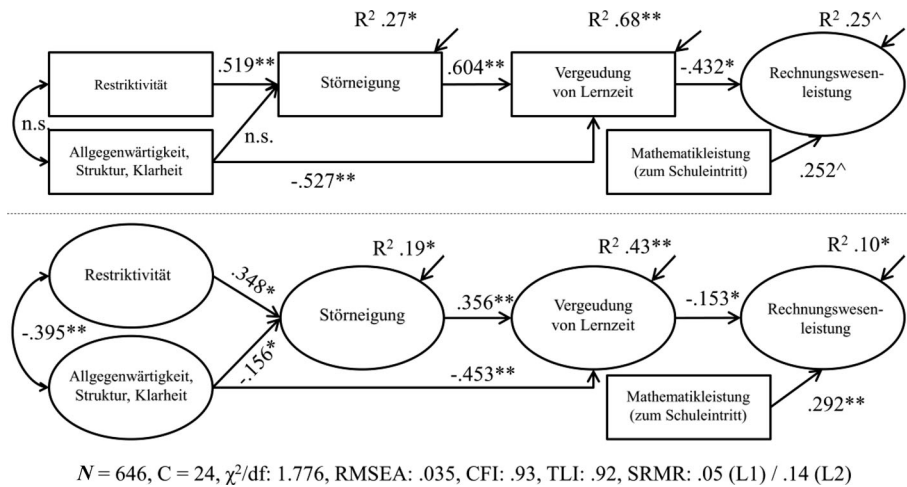


Abb. 3 Empirisches Wirkmodell zur Basisdimension „Classroom Management“. (** $p < 0,01$, * $p < 0,05$, ^ $p < 0,10$, n. s. = nicht signifikant, L1 = Level 1, L2 = Level 2; C = Cluster)

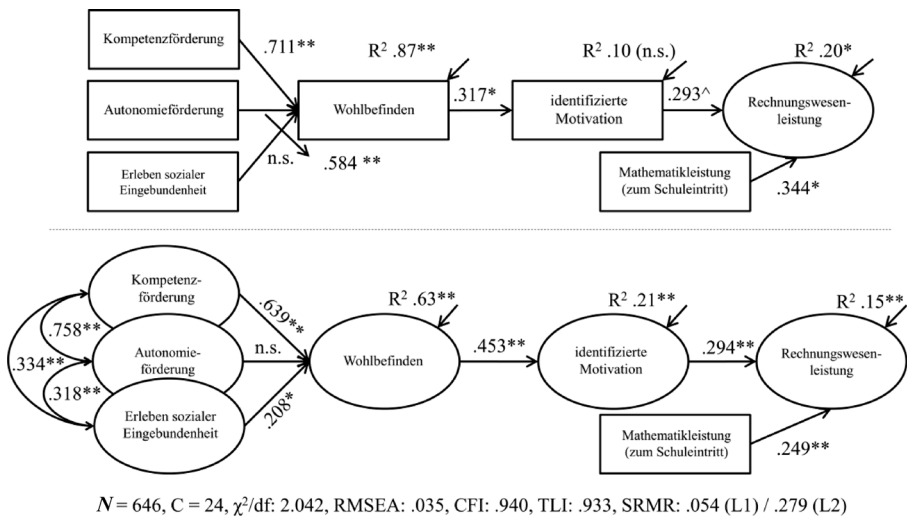


Abb. 4 Empirisches Wirkmodell zur Basisdimension „soziale Unterstützung“. (** $p < 0,01$, * $p < 0,05$, ^ $p < 0,10$, n. s. = nicht signifikant, L1 = Level 1, L2 = Level 2; C = Cluster)

Auch gemessen an der Varianzaufklärung erscheinen die Modelle haltbar. So kann bspw. die Rechnungswesenleistung mit nur zwei Prädiktoren zu 10–16 % auf Schülerebene und zu 15–25 % auf Klassenebene erklärt werden.

Damit belegt die vorliegende Studie im Wesentlichen die Annahmen des Unterrichtsqualitätsmodells nach Klieme et al. (2001, 2009) für das Fach RW: Eine kognitiv aktivierende Unterrichtsgestaltung (Individualisierung und komplexe Lernaufgaben) sagt die elaborierte Aufgabenbearbeitung beim Lernen der Schüler/innen positiv vorher. Diese Art der Lernaufgabenbearbeitung wiederum ist prädiktiv für

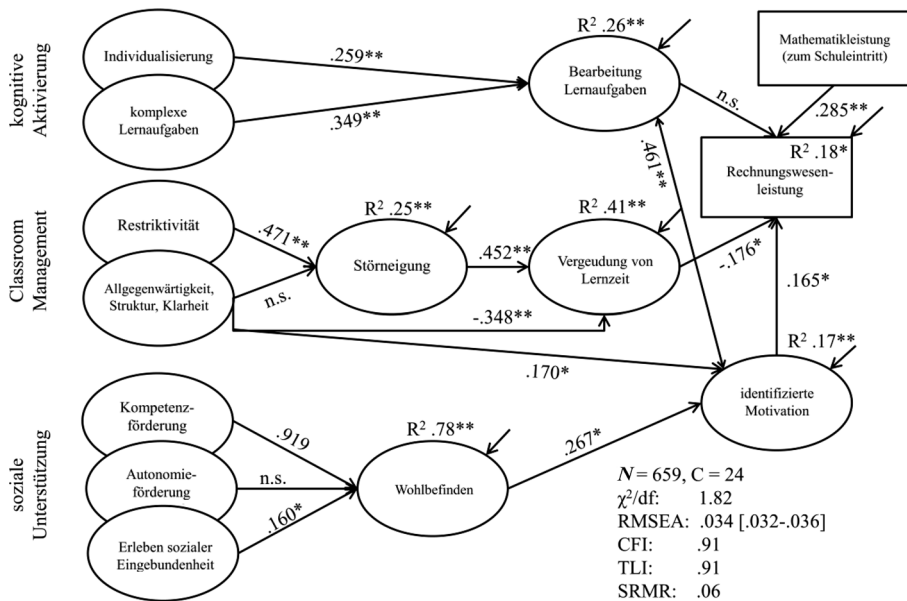


Abb. 5 Empirisches Wirkmodell zu den Basisdimensionen der instruktionalen Qualität nach Klieme et al. (2009). (** $p < 0,01$, * $p < 0,05$, ^ $p < 0,10$, n. s. = nicht significant, C = Cluster)

eine höhere RW-Leistung. Ein strukturierter Unterricht im Sinne eines effizienten Classroom Managements steht im negativen Zusammenhang mit der Störneigung und Vergeudung von Unterrichtszeit, erhöht also den Anteil echter Lernzeit, welcher wiederum positiv die RW-Schülerleistung vorhersagt, wie der negative Effekt der Vergeudung von Lernzeit auf die RW-Leistung belegt. Zuletzt ist die Unterstützung der psychologischen Grundbedürfnisse der Schüler/innen prädiktiv für das Wohlbefinden im RW-Unterricht, was wiederum das Ausmaß der identifizierten Lernmotivation vorhersagt. Letztere ist ein weiterer positiver Prädiktor der fachlichen RW-Leistung. In Summe lassen sich damit die Wirkannahmen gut belegen: Beinahe in allen Analysen zeigt sich, dass die Climate-Effekte (L2-Effekte) signifikant sind. Davon ausgenommen ist der Effekt der kognitiven Aktivierung (Bearbeitung von Lernaufgaben) auf die Schülerleistung. Hier hat der Kontext über die klassen-internen Effekte hinaus offenbar keinen Einfluss auf RW-Leistungen. Im Fall der Autonomieförderung ist zudem erwartungswidrig kein L1-Effekt beobachtbar.

Des Weiteren zeigt sich, dass der Faktor „Allgegenwärtigkeit, Struktur, Klarheit“ negativ mit dem verschwenderischen Einsatz von Unterrichtszeit assoziiert ist. Darüber hinaus ist der Pfad von der Skala „Restriktivität“ zur „Störneigung“ positiv (!), was darauf hindeutet, dass in Klassen mit höherer Störneigung auch ein restriktiveres Lehrerverhalten, durch bspw. schnellerer und häufigerer Androhung schlechter Noten, beobachtbar ist.

Aufgrund der kleinen Clusterzahl wird im Rahmen der simultanen Prüfung der drei Pfade von der Modellierung von Climate-Effekten abgesehen und stattdessen lediglich die Standardfehler für die Mehrebenenstruktur korrigiert (TYPE = COMPLEX command in Mplus). Werden die drei Pfade simultan geprüft (Abb. 5), so

zeigen sich folgende Auffälligkeiten: (1) Die Verarbeitungstiefe (Bearbeitung Lernaufgaben) und die Struktur sind erwartungsgemäß (bspw. Prenzel et al. 2000) mit der identifizierten Motivation assoziiert. (2) Die identifizierte Motivation sagt die RW-Leistung signifikant vorher. (3) Allerdings ist nun im Vergleich zur Einzelpfadprüfung auch auf Individualebene kein direkter Effekt der kognitiven Aktivierung (Bearbeitung der Lernaufgaben) auf die Schülerleistung mehr beobachtbar, dieses Konstrukt scheint nun indirekt über die Schülermotivation zu wirken.

6 Diskussion

Bisher wurden Effekte der Basisdimensionen der Unterrichtsqualität (Klieme et al. 2009) nur im Fach Mathematik (Kunter et al. 2013) simultan geprüft. Wie auch bei Kunter et al. (2013) bestätigen die vorliegenden Analysen die positiven Effekte der Basisdimensionen. Sie zeigen, dass die kognitive Aktivierung, das Classroom Management und die soziale Unterstützung mediiert über das Lernengagement der Schüler/innen bedeutend positiv auf die motivationalen und fachlichen Unterrichtsziele wirken. Damit belegt die vorliegende Studie den zentralen Einfluss des Unterrichts auf den Lernerfolg von Schüler/innen; mit einer Ausnahme: Es zeigt sich, dass der Effekt der kognitiven Aktivierung bei simultaner Prüfung aller Pfade verschwindet. Hier sei auf die Studie von Fauth et al. (2014) verwiesen, die zu einem ähnlichen Ergebnis kommt. Auch in der 54 Grundschulklassen umfassenden Längsschnittstudie konnte kein direkter Effekt der kognitiven Aktivierung auf die mittlere Klassenleistung belegt werden, allerdings – wie auch in der vorliegenden Studie – ein indirekter Effekt über das Schülerinteresse. Fauth et al. (2014, S. 7) sehen mögliche Erklärungen dieses erwartungswidrigen Befundes in der jungen Altersgruppe – für die der Zusammenhang zwischen kognitiver Aktivierung und Leistung noch nicht so ausgeprägt ist – und in der erfassten Schulleistung, die lediglich kurzfristige Lerneffekte widerspiegelt. Beide Erklärungen können für die vorliegende Studie nicht gelten, da die Schülergruppe älter ist und langfristige Schülerleistungen erfasst wurden. Allerdings kann argumentiert werden, dass das eingesetzte RW-Testinstrument eher repetitive Schülerleistungen erfasst, für die kognitiv aktivierender Unterricht und elaboriertes Schülerlernen nur teilweise nötig ist.

Aus den Ergebnissen lassen sich einige Schlussfolgerungen für die RW-Unterrichtspraxis ableiten: Sowohl im Rahmen von Unterrichtsvor- und -nachbereitungen sowie in der Lehreraus- und -weiterbildung erscheint es unerlässlich die Frage zu beantworten, wie kognitive Aktivierung, effiziente Klassenführung und soziale Unterstützung im Unterricht gewährleistet werden kann. Für den übungs- und lernaufgabenlastigen RW-Unterricht (Götzl et al. 2013; Seifried 2004) gilt insbesondere in Hinblick auf die kognitive Aktivierung eine ausreichende Verarbeitungstiefe beim Lernen sicherzustellen. Maier et al. (2010) und Fortmüller et al. (2014) haben Kriterienkataloge für kognitiv aktivierende Vorträge und Lernaufgaben erstellt, deren Berücksichtigung im Rahmen der Unterrichtsvorbereitung hilfreich ist. Auch für die Formen der intrinsischen und intrinsisch-nahen (z. B. identifizierten) Lernmotivation gilt, dass der repetitive Abarbeitungscharakter des RW-Unterrichts wenig Raum für das Aufkeimen von Spaß und Interesse am Fach zulässt (bspw. Helm 2015a).

Wie die vorliegende Studie zeigt, ist aber bereits eine wertschätzende Lehrer-Schüler-Beziehung motivationsförderlich. In Hinblick auf die effiziente Klassenführung konnte weiters gezeigt werden, dass die Strukturiertheit und Klarheit von Unterricht wesentlich mit dem Anteil echter Lernzeit und der Schülerleistungen zusammenhängt. Lehrpersonen sollten daher gut vorbereitet in den Unterricht kommen, hohen Wert auf einen roten Faden und eine möglichst verständliche Erklärung der RW-Inhalte legen. Zahlreiche Publikationen zeigen vor, wie diese Struktur und Klarheit gewährleistet werden kann (z. B. Meyer 2004; Fortmüller et al. 2014).

Die hier vorgestellten Befunde sowie Handlungsimplicationen sind vor dem Hintergrund folgender Grenzen der vorliegenden Studie zu interpretieren.

(1) Das Modell kann auf den beiden untersuchten Ebenen (Schüler/innen und Klasse) jeweils nur rund ein Fünftel der Varianz in den Leistungsunterschieden aufklären. Dies zeigt, dass u. a. weitere Unterrichtsmerkmale sowie das domänen-spezifische Vorwissen Einfluss auf den Lernerfolg im RW nehmen. So konnte Helm (2015a) zeigen, dass alleine das fachspezifische Vorwissen bis zu 40 % der Leistungsvarianz erklärt. (2) Die vorgestellte Studie stellt eine Querschnittsstudie dar, mit der keine Kausalität belegt werden kann. Die angeführten Wirkungsrichtungen sind zwar theoretisch fundiert, es sind aber auch reziproke Effekte denkbar. (3) Zudem wurden Daten auf Basis einer ad hoc-Stichprobe gesammelt, weshalb die Ergebnisse nicht auf die Gesamtheit der RW-Klassen in den österreichischen BMHS verallgemeinerbar sind. (4) Durch den ausschließlichen Einsatz von Selbsteinschätzungsskalen könnte ein Common Method Bias (CMB) die Ergebnisse der vorliegenden Studie verzerren. Analysen zum CMB (Podsakoff et al. 2003) zeigen allerdings, dass lediglich im Faktor „Individualisierung“ vier von acht Items dem CMB unterliegen. (5) Zuletzt ist darauf hinzuweisen, dass die drei Basisdimensionen Aspekte des Lehrerverhaltens und damit genuine Klassenkonstrukte darstellen. Aufgrund der geringen Klassenanzahl war es jedoch nicht möglich für den Stichproben- sowie den Messfehler zu korrigieren (Marsh et al. 2009). Diese Grenzen der Studie zeigen Desiderate auf, die weiteren Forschungsbedarf skizzieren.

Open access funding provided by Johannes Kepler University Linz

Open Access Dieser Artikel wird unter der Creative Commons Namensnennung 4.0 International Lizenz (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/deed.de>) veröffentlicht, welche die Nutzung, Vervielfältigung, Bearbeitung, Verbreitung und Wiedergabe in jeglichem Medium und Format erlaubt, sofern Sie den/die ursprünglichen Autor(en) und die Quelle ordnungsgemäß nennen, einen Link zur Creative Commons Lizenz beifügen und angeben, ob Änderungen vorgenommen wurden.

Literatur

- Algina, J., & Swaminathan, H. (2011). Centering in two-level nested designs. In J.J. Hox, & J.K. Roberts (Hrsg.), *Handbook of advanced multilevel analysis* (S. 285–312). New York: Taylor and Francis Group.
- Baumert, J., Schmitz, B., Sang, F., & Roeder, P.M. (1987). Zur Kompatibilität von Leistungsförderung und Divergenzminderung in Schulklassen. *Zeitschrift für Entwicklungspsychologie und Pädagogische Psychologie*, XIX(3), 249–265.
- Baumert, J., & Köller, O. (2000). Unterrichtsgestaltung, verständnisvolles Lernen und multiple Zielerreichung im Mathematik- und Physikunterricht der gymnasialen Oberstufe. In J. Baumert, W. Bos, & R. Lehmann (Hrsg.), *TIMSS/III*, 2 (S. 271–315). Opladen: Leske + Budrich.

- Baumert, J., Kunter, M., Blum, W., Brunner, M., Voss, T., Jordan, A., Klusmann, U., Krauss, S., Neubrand, M., & Tsai, Y. (2010). Teachers' mathematical knowledge, cognitive activation in the classroom, and student progress. *American Educational Research Journal*, 47(1), 133–180.
- BMUKK (2010). *Entrepreneurship und Management. 13. Schulstufe. Bildungsstandards in der Berufsbildung für Handelsakademien. Kompetenzmodell, Deskriptoren und ausgewählte Unterrichtsbeispiele*. http://www.berufsbildendeschulen.at/fileadmin/content/bbs/AGBroschueren/Entrepreneurship_15_03_2010.pdf. Zugegriffen: 2. November 2015
- Brophy, J. (2000). *Teaching. educational practices series-1. International Bureau of Education*. <http://files.eric.ed.gov/fulltext/ED440066.pdf>. Zugegriffen: 2. November 2015
- Carver, S., & Klahr, D. (2001). *Cognition and Instruction: 25 years of progress*. Mahwah, NJ: LEA.
- Cauet, E., Liepertz, S., Borowski, A., & Fischer, H.E. (2015). Does it matter what we measure? domain-specific professional knowledge of physics teachers. *Schweizerische Zeitschrift für Bildungswissenschaften*, 37(3), 463–480.
- Clausen, M., Reusser, K., & Klieme, E. (2003). Unterrichtsqualität auf der Basis hoch-inferenter Unterrichtsbeurteilungen. *Unterrichtswissenschaft*, 31(2), 122–141.
- Corte, E. de (2004). Mainstreams and perspectives in research on learning (mathematics) from instruction. *Applied Psychology: An International Review*, 5(2), 279–310.
- Creemers, B. (1994). *The effective classroom*. London: Cassell.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1993). Die Selbstbestimmungstheorie der Motivation und ihre Bedeutung für die Pädagogik. *Zeitschrift für Pädagogik*, 39(2), 223–238.
- Eder, F. (1998). *Linzer Fragebogen zum Schul- und Klassenklima: für die 8.–13. Klasse (LFSK) (S. 8–13)*. Göttingen: Hogrefe.
- Eder, F., Gaisbauer, H., & Eder, C. (2002). *MATKOMP-I Ein Verfahren zur Erfassung mathematischer Kompetenzen am Ende der Sekundarstufe I. Projektbericht*. Linz: Johannes Kepler Universität.
- Enders, C. K., & Tofighi, D. (2007). Centering predictor variables in cross-sectional multilevel models: a new look at an old issue. *Psychological Methods*, 12, 121–138.
- Fauth, B., Decristan, J., Rieser, S., Klieme, E., & Büttner, G. (2014). Student ratings of teaching quality in primary school: Dimensions and prediction of student outcomes. *Learning and Instruction*, 29, 1–9.
- Fortmüller, R., Mohr, C., Kreilinger, L., Steinbach, L., & Rendl, E.-M. (2014). Entwicklung der fachdidaktischen Fähigkeiten zur Formulierung von Problemstellungen im Fach Rechnungswesen. *wissenplus*, 5(13/14), 27–32.
- Götzl, M., Jahn, R. W., & Held, G. (2013). Bleibt alles anders!? Sozialformen, Unterrichtsphasen und echte Lernzeit im kaufmännischen Unterricht. *Berufs- und Wirtschaftspädagogik Online*, 24. http://www.bwpat.de/ausgabe24/goetzl_et_al_bwpat24.pdf. Zugegriffen: 2. November 2015
- Hattie, J. (2009). *Visible learning*. New York: Routledge.
- Helm, C. (2015a). Reziproke Effekte zwischen wahrgenommenem Lehrerverhalten, intrinsischer Motivation und der Schülerleistung im Fach „Rechnungswesen“. *AMS report*, 111, 1–36.
- Helm, C. (2015b). Determinants of competence development in accounting in upper secondary education. empirical research in vocational education and. *Training* 7(10), 1–36.
- Helm, C. (2016). Berufsbildungsstandards und Kompetenzmodellierung im Fach Rechnungswesen. In Bundesinstitut für Berufsbildung (Hrsg.), *Bildungsstandards und Kompetenzorientierung. Herausforderungen und Perspektiven der Bildungs- und Berufsbildungsforschung* (S. 149–168). Bonn: BIBB.
- Helm, C. (o.J., accepted). *Lernen in Offenen und Traditionellen UnterrichtsSettings (LOTUS)*. Reihe Empirische Erziehungswissenschaft. Münster: Waxmann.
- Helmke, A. (2009). *Unterrichtsqualität und Lehrerprofessionalität. Diagnose, Evaluation und Verbesserung des Unterrichts*. Seelze-Velber. Kallmeyer: Klett.
- Klieme, E., Schümer, G., & Knoll, S. (2001). Mathematikunterricht in der Sekundarstufe I: „Aufgabenkultur“ und Unterrichtsgestaltung im internationalen Vergleich. In E. Klieme, & J. Baumert (Hrsg.), *TIMSS – Impulse für Schule und Unterricht* (S. 43–57). Bonn: BMBF.
- Klieme, E., Pauli, C., & Reusser, K. (2009). The Pythagoras Study: Investigating effects of teaching and learning in Swiss and German mathematics classroom. In T. Janik, & T. Seidel (Hrsg.), *The power of video studies in investigating teaching and learning in the classroom* (S. 137–160). Münster: Waxmann.
- Korpershoek, H., Harms, T., Boer, H. de, Kuijk, M. van, & Doolaard, S. (2014). *Effective classroom management strategies and classroom management programs for educational practice*. Groningen: GION onderwijs/onderzoek.
- Kounin, J. S. (1970). *Discipline and group management in classrooms*. New York: Holt, Rinehart and Winston.
- Kunter, M. (2005). *Multiple Ziele im Mathematikunterricht*. Münster: Waxmann.

- Kunter, M., Baumert, J., & Köller, O. (2007). Effective classroom management and the development of subject-related interest. *Learning and Instruction*, 17, 494–509.
- Kunter, M., Klusmann, U., Baumert, J., Richter, D., Voss, T., & Hachfeld, A. (2013). Professional competence of teachers: Effects on instructional quality and student development. *Journal of Educational Psychology*, 105(3), 805–820.
- Kunter, M., Brunner, M., Baumert, J., Klusmann, U., Krauss, S., Blum, W., Jordan, A., & Neubrand, M. (2005). Der Mathematikunterricht der PISA-Schülerinnen und -Schüler. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 8(4), 502–520.
- Lenske, G., Caut, E., Leutner, D., & Wirth, J. (2015). Zum Einfluss des pädagogisch-psychologischen Professionswissens auf das Unterrichtshandeln von Lehrkräften im Physikunterricht und auf den Lernerfolg der Schülerinnen und Schüler. Vortrag an der GEBF 2015, Bochum, 12. März 2015.
- Lüdtke, O., Robitzsch, A., Trautwein, U., & Kunter, M. (2009). Assessing the impact of learning environments: How to use student ratings in multilevel modelling. *Contemporary Educational Psychology*, 34, 120–131.
- Lüdtke, O., Trautwein, U., Kunter, M., & Baumert, J. (2006). Analyse von Lernumwelten. Ansätze zur Bestimmung der Reliabilität und Übereinstimmung von Schülerwahrnehmungen. *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie*, 20(1/2), 85–96.
- Lüdtke, O., Marsh, H. W., Robitzsch, A., Trautwein, U., Asparouhov, T., & Muthén, B. (2008). The multilevel latent covariate model: A new, more reliable approach to group-level effects in contextual studies. *Psychological Methods*, 13(3), 203–229.
- Maier, U., Kleinknecht, M., Metz, K., & Bohl, T. (2010). Ein allgemeindidaktisches Kategoriensystem zur Analyse des kognitiven Potenzials von Aufgaben. *Beiträge zur Lehrerbildung*, 28(1), 84–96.
- Mair, P., Hatzinger, R., & Maier, M. (2011). *eRm: Extended Rasch Modeling*. R package version 0.14-0. <http://CRAN.R-project.org/package=eRm>. Zugegriffen: 2. November 2015
- Marsh, H. W., Lüdtke, O., Robitzsch, A., Trautwein, U., Asparouhov, T., Muthén, B. O., & Nagengast, B. (2009). Doubly-latent models of school contextual effects: Integrating multilevel and structural equation approaches to control measurement and sampling errors. *Multivariate Behavioral Research*, 44, 764–802.
- Meyer, H. (2004). *Was ist guter Unterricht?* Frankfurt am Main: Scriptor.
- Muijs, D., & Reynolds, D. (2010). *Effective teaching. Evidence and practise*. London: Sage.
- Müller, F., Hanfstingl, B., & Andreitz, I. (2007). *Skalen zur motivationalen Regulation beim Lernen von Schülerinnen und Schülern: Adaptierte und ergänzte Version des Academic Self-Regulation Questionnaire (SRQ-A) nach Ryan & Connell*. Klagenfurt: Alpen-Adria-Universität.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998–2014). *Mplus User's Guide*. (Version 7). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Neuweg, G. H. (2005). Emergenzbedingungen pädagogischer Könnerschaft. In H. Heid, & C. Harteis (Hrsg.), *Verwertbarkeit. Ein Qualitätskriterium (erziehungs-)wissenschaftlichen Wissens?* (S. 205–228). Wiesbaden: VS.
- Pauli, C., Drollinger-Vetter, B., Hugener, I., & Lipowsky, F. (2008). Kognitive Aktivierung im Mathematikunterricht. *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie*, 22(2), 127–133.
- Piaget, J. (1985). *The equilibration of cognitive structures. The central problem of intellectual development*. Chicago: University of Chicago Press.
- Pianta, R. C., & Hamre, B. K. (2009). Conceptualization, measurement, and improvement of classroom processes: standardized observation can leverage capacity. *Educational Researcher*, 38(2), 109–119.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J. Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: a critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of applied psychology*, 88(5), 879–903.
- Prenzel, M., Drechsel, B., Kliewe, A., Kramer, K., & Röber, N. (2000). Lernmotivation in der Aus- und Weiterbildung: Merkmale und Bedingungen. In C. Harteis, H. Heid, & S. Kraft (Hrsg.), *Kompodium Weiterbildung. Aspekte und Perspektiven betrieblicher Personal- und Organisationsentwicklung* (S. 163–173). Opladen: Leske + Budrich.
- Rakoczy, K., & Pauli, C. (2006). *Hoch inferentes Rating: Beurteilung der Qualität unterrichtlicher Prozesse. Materialien zur Bildungsforschung 15* (S. 206–233). Frankfurt am Main: DIPF.
- Rakoczy, K., Buff, A., & Lipowsky, F. (2005). *Dokumentation der Erhebungs- und Auswertungsinstrumente zur schweizerisch-deutschen Videostudie „Unterrichtsqualität, Lernverhalten und mathematisches Verständnis“. Teil 1. Befragungsinstrumente. Materialien zur Bildungsforschung 13*. Frankfurt am Main: DIPF.

- Reeve, J. (2002). Self-determination theory applied to educational settings. In E.L. Deci, & R.M. Ryan (Hrsg.), *Handbook of self-determination research* (S. 183–203). Rochester: The University of Rochester Press.
- Reeve, J., & Jang, H. (2006). What teachers say and do to support students' autonomy during a. *Learning Activity*. *Journal of Educational Psychology*, 98, 209–218.
- Reeve, J., Ryan, R., Deci, E.L., & Jang, H. (2008). Understanding and promoting autonomous self-regulation. In D.H. Schunk, & B.J. Zimmerman (Hrsg.), *Motivation and self-regulated learning* (S. 223–244). London: Lawrence Erlbaum.
- Reusser, K. (2008). Empirisch fundierte Didaktik – didaktisch fundierte Unterrichtsforschung. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 9, 219–238.
- Rizopoulos, D. (2006). ltm: An R package for Latent Variable Modeling and Item Response Theory Analyses. *Journal of Statistical Software*, 17(5), 1–25.
- Schwarzer, R., & Jerusalem, M. (2002). Das Konzept der Selbstwirksamkeit. In M. Jerusalem, & D. Hopf (Hrsg.), *Selbstwirksamkeit und Motivationsprozesse in Bildungsinstitutionen* (S. 28–53). Weinheim: Beltz.
- Seidel, T., & Shavelson, R.J. (2007). Teaching effectiveness research in the past decade: the role of theory and research design in disentangling meta-analysis results. *Review of Educational Research*, 77(4), 454–499.
- Seifried, J. (2004). *Fachdidaktische Variationen in einer selbstorganisationsoffenen Lernumgebung. Eine empirische Untersuchung des Rechnungswesenunterrichts*. Wiesbaden: DUV.
- Standage, M., Duda, J.L., & Ntoumanis, N. (2005). A test of self-determination theory in school physical education. *British Journal of Educational Psychology*, 75(3), 411–433.
- Weiber, R., & Mülhhaus, D. (2010). *Strukturgleichungsmodellierung*. Heidelberg: Springer.
- Winther, E. (2010). *Kompetenzmessung in der beruflichen Bildung*. Bielefeld: Bertelsmann.